

DINERO, PRECIOS Y ENDEUDAMIENTO
INTERNO EN ARGENTINA

por

Alfredo Martín Navarro

(versión preliminar)

- 1989 -

I. Introducción

El propósito de este trabajo es analizar la relación entre el dinero y los precios, desde una perspectiva empírica, de acuerdo a lo acaecido en los últimos años en la historia económica argentina.

El mayor crecimiento de los gastos estatales respecto a sus recursos ha provocado la monetización de los déficits, mientras estos han obligado a la creación de dinero, generándose un sistema que se autoalimenta. Cuando se intentó eliminar los mencionados déficits en lugar de reducir el gastos aumentaron los recursos por la vía del endeudamiento externo o interno, lo cual generó la imposibilidad del Estado y del sistema financiero para hacer frente a sus compromisos externos e internos.

Los estudios econométricos no son tarea fácil en Argentina. Por otra parte las series estadísticas son poco confiables, especialmente las del sector real, y los modelos teóricos, que a veces no están suficientemente elaborados, resultan difíciles de estimar porque las políticas cambiantes y la aceleración y desaceleración de la tasa de inflación afectan las expectativas de los agentes económicos, lo que se traduce en coeficientes que cambian en el tiempo y en la presencia de observaciones atípicas que hacen dudar de la constancia de los coeficientes y de la distribución normal de los términos de error.

La relación existente entre la teoría y la evidencia empírica que hemos tenido en mente es de tipo biunívoca. Es decir - que si bien elaboramos un modelo para luego confrontarlo con los hechos, también consideramos que de la lectura de la realidad pueden generarse modificaciones a las teorías, en el sentido de que a veces la observación de los hechos puede ayudar a reelaborar las teorías existentes.

El período que hemos analizado es el comprendido entre 1977 y nuestros días y en el trabajo se resumen los resultados de

estudios anteriores y se propone un nuevo modelo en cuya estimación se levanta el supuesto habitual de que los coeficientes estimados son constantes dentro de la muestra.

En la sección II resumimos los resultados que obtuvimos en trabajos anteriores respecto a la relación entre precios y dinero. En la sección III presentamos un modelo para el análisis de la inflación y su estimación mediante la técnica de Kalman y se estudian las condiciones de estabilidad del modelo anterior. Por último, en la sección IV se estudian algunas propiedades de la función de demanda de dinero y se analizan algunas ideas respecto a la influencia de la evidencia empírica obtenida sobre los programas de estabilización.

II. Relación entre dinero y precios

En nuestro país se han realizado un número considerable de trabajos que estudian la relación entre el dinero y los precios, mediante el procedimiento bivariado diseñado por Granger (1969) y aplicado por Sims (1972) y sus resultados difieren según los procedimientos estadísticos aplicados y los períodos analizados (1).

Básicamente estos tests consisten en considerar el siguiente modelo

$$(1) \ m_t = \sum a_i m_{t-i} + \sum b_i p_{t-i} + e_t$$

$$(2) \ p_t = \sum c_i m_{t-i} + \sum d_i p_{t-i} + u_t$$

donde m y p son las primeras diferencias logarítmicas de la cantidad de dinero y del nivel de precios, los términos de error e y u son ruido blanco, t , tiempo, i , un número finito de rezagos y a , b , c y d , parámetros a estimar, suponiéndose ambas series estacionarias. En este contexto, para que p tenga prelación temporal res -

(1) Pueden encontrarse estos resultados en Fernández (1979), Fernández y Yolaí (1980), Arnaudo (1983) y Navarro y Rayó (1983). Una síntesis completa de todos ellos puede verse en Sanguinetti (1987).

pecto a m es preciso que por lo menos uno de los coeficientes b sea distinto de cero y de la misma manera para que m tenga prelación temporal respecto de p , alguno de los coeficientes c , tiene que ser distinto de cero.

Cuando se realizan tests de este tipo en períodos de alta inflación alternados con períodos en los que rigen programas de estabilización, el dinero pareciera comportarse pasivamente, lo que contraría la idea de que la cantidad de dinero influye sobre los precios que encontramos en forma constante a lo largo del tiempo en la teoría económica, lo que nos llevaría a la conclusión de que la inflación tiene solamente componentes inerciales o estructurales.

Posteriormente intentamos confirmar esos resultados utilizando tests multivariados de acuerdo a la metodología propuesta por Sims (1980), conocida como Vectores Autorregresivos (VAR), (1) donde se intenta volver a someter a prueba empírica aquella hipótesis, resultando esas conclusiones aparentemente confirmadas (2). Pero observamos que al dividirse la muestra luego del Plan Austral los signos de los coeficientes de los rezagos de m explicativos de p aparecían con signos negativos. Es lógico que así ocurra, porque durante un programa de estabilización la economía se remonetiza, o sea que

$$(3) \frac{\partial \left(\frac{M}{P} \right)}{\partial t} > 0$$

y esto implica que la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero crece mientras los precios se estabilizan, o sea que

$$(4) m > p$$

Si aplicáramos alguno de los tests descriptos, durante un período de alta inflación seguido de un plan de estabilización

(1) Véase Navarro (1986) y Navarro y Balacco (1988)

(2) También se confirma el efecto de los cambios en los precios relativos sobre la tasa de inflación observada.

podríamos tener coeficiente de los rezagos de m positivos hasta la aplicación del programa y negativos después. Es decir que los coeficientes podrían ser cambiantes en el tiempo, por lo que explorando esta hipótesis, pudimos comprobar que el supuesto de que los coeficientes son constantes a lo largo de la muestra debe ser abandonado, aplicándose procedimientos econométricos que contemplan la posibilidad de que los coeficientes sean variables, para lo que elegimos el método conocido como filtros de Kalman (1) y pudimos comprobar que los coeficientes registran cambios económicamente importantes a lo largo del tiempo cuando se estima una ecuación que intente explicar el proceso inflacionario argentino.

III. Un modelo alternativo

Para analizar la interacción entre precios y dinero utilizaremos un modelo muy simple, compuesto por dos ecuaciones (2).

$$(5) \quad p_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} p_{t-1} + \alpha_{12} m_{t-1} + \alpha_{13} m_{t-2} + \alpha_{14} m_{t-3} + \alpha_{15} e_{t-1} + \alpha_{16} e_{t-2} + \alpha_{17} e_{t-3} + u_{1t}$$

$$(6) \quad m_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} p_{t-1} + \alpha_{22} p_{t-2} + \alpha_{23} p_{t-3} + \alpha_{24} m_{t-1} + \alpha_{25} e_{t-1} + u_{2t}$$

donde e es la primera diferencia logarítmica del tipo de cambio comercial, α una matriz de coeficientes a estimar y u un vector de errores aleatorios con las propiedades minimocuadráticas habituales.

Para estimar ambas ecuaciones se aplicó el método de Kalman (3), para lo cual se supuso que el comportamiento de los coeficientes es del tipo

$$(7) \quad \alpha_t = \phi \alpha_{t-1} + v_t$$

(1) Véase Aubone, Navarro y Oppizzi (1988)

(2) Este modelo tiene algún parecido con el presentado por Dutton (1971).

(3) Ambas ecuaciones se estiman independientemente, lo que implica suponer que con $(u_{1t}, u_{2t}) = 0$

donde ϕ es una matriz y la matriz $v_t' v_t$ igual a la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes multiplicada por un número que siendo menor que la unidad optimice la pseudo-función de verosimilitud, definida de acuerdo a Doan, Litterman y Sims (1984) - (1).

Para ambas ecuaciones supusimos $\phi=1$, y se obtuvieron los valores de σ^2 y λ que minimizaron dicha pseudo-función de verosimilitud procediéndose luego a estimar los coeficientes, a los que se les permitió variar a lo largo del tiempo de acuerdo a los algoritmos del referido procedimiento. Los resultados que obtuvimos pueden verse en cuadros I y II donde se transcriben los valores de los coeficientes más importantes para nuestro propósito.

Con respecto a la ecuación (5) cabe señalar que los coeficientes cambian a lo largo del tiempo. En primer lugar el coeficiente de la endógena rezagada, α_{11} , indica un componente inercial importante, creciente a lo largo del tiempo, y que parece positivamente correlado con la aceleración del proceso inflacionario y la indexación de la economía, lo cual es obvio si tenemos presente que los valores contemporáneos de la tasa de cambio en el tipo de cambio, en los salarios nominales y en las tarifas tienen un fuerte poder explicativo. Dado que estas tres variables están atadas a la inflación pasada por el mecanismo de indexación, es decir que

$$(8) \quad e_t = \beta_1 p_{t-1} + z_{1t}$$

$$w_t = \beta_2 p_{t-1} + z_{2t}$$

$$t_t = \beta_3 p_{t-1} + z_{3t}$$

(donde w_t y t_t son respectivamente la primera diferencia logarítmica de los niveles de salarios nominales y tarifas públicas y z_{jt} , términos de error con las propiedades minimocuadráticas habituales) es obvio que la inflación pasada tendrá una influencia importante en la determinación de sus niveles contemporáneos.

(1) Los cálculos se realizaron utilizando el programa RATS (Regression Analysis-Time Series), version 3.00 (Doan, 1988).

Los coeficientes de los valores pasados de m resultan - por lo general no significativos, con excepción de α_{14} , que alcanza valores significativos aunque no demasiado elevados, entre 0.8 y 0.12, fuera de los períodos en los que están en ejecución programas de estabilización (1).

La ecuación (6) indicó que los coeficientes de los valores rezagados de p son significativamente distintos de cero durante todo el período muestral, con dos características. En primer lugar esa influencia es creciente a lo largo del período y los rezagos son cada vez menores, porque el coeficiente del primer rezago de p crece comparativamente más que los otros dos.

Supongamos que elegimos una conformación del sistema -- (5)-(6) correspondiente a los resultados recientes, fuera de los planes de estabilización. El modelo, suponiendo $c=0$, sería, aproximadamente así

$$(5a.) \quad p_t = 0.75 p_{t-1} + 0.12 m_{t-3}$$

$$(6a.) \quad m_t = 0.40 p_{t-1} + 0.20 p_{t-2} + 0.35 p_{t-3}$$

Suponiendo que el déficit del gobierno -fiscal o cuasi-fiscal- lo obliga a hacer crecer inicialmente la cantidad de dinero a una tasa del 10% mensual, nos encontramos con que la tasa -- continua de inflación supera el 50% luego de unos pocos meses lo que equivale a decir que el sistema resulta inestable. Si bien el coeficiente de m_{t-3} es relativamente pequeño, es suficiente, en este contexto para llevarnos a tasas de alta inflación muy rápidamente. La simulación de este sistema puede verse en la figura 1 - (2).

Esta posible inestabilidad del modelo podría ser confirmada por la estimación del conocido modelo de Cagan (1956),

$$(9) \quad \log \frac{M}{p} = \gamma - \alpha E$$

$$\frac{\partial E}{\partial t} = \beta (p - E)$$

(1) Resultados similares fueron obtenidos en el caso de Israel, estudiado por Leiderman y Razim (1988), quienes encuentran el mismo efecto para el cuarto rezago de m .

(2) Las raíces de la ecuación característica obtenida indican inestabilidad, ya que las raíces complejas conjugadas tienen módulo mayor que la unidad.

(donde E es la inflación esperada y γ , α y β , parámetros).

Como es sabido el sistema es estable siempre que sea $\alpha\beta < 1$ y aún en el caso de que este supuesto teórico no fuera cierto, un valor relativamente elevado de ese producto indica sin duda alguna cierta volatilidad. La estimación que realizamos, siguiendo el mismo procedimiento empleado por Cagan arrojó resultados elevados. Obtuvimos un valor cercano a 5 para el parámetro α , similar al promedio que obtuvo Cagan para las siete hiperinflaciones que él estudia, que asciende a 4.68. Pero mientras el valor promedio de β en el caso argentino asciende 0.40 en el promedio de Cagan es de apenas 0.20, (1) lo que indica que nuestro país, más allá del significado teórico del producto $\alpha\beta$, ofrece un contexto de extrema volatilidad, lo que puede deberse al aprendizaje de los agentes económicos tras una experiencia tan prolongada y fluctuante.

IV. La demanda de dinero y los planes de estabilización

Es posible que el carácter inestable del sistema sea una explicación de la cada vez más frecuente puesta en marcha de programas de estabilización. Las herramientas generalmente utilizadas son básicamente tres: a) reducción del déficit fiscal y --cuasi-fiscal incrementando los recursos; b) acción directa sobre los precios mediante el congelamiento de todos ellos o de sólo algunos, principalmente las tarifas y el tipo de cambio y c) utilización de los anuncios del nuevo plan para influir sobre las expectativas de los agentes económicos con respecto a la tasa de inflación esperada.

Puesto en marcha el nuevo plan, al caer drásticamente la inflación existe un período durante el cual la cantidad de di

(1) Se trabajó con logaritmos decimales, tal como hace Cagan, a efectos de poder comparar los resultados.

nero puede crecer sin que se generen efectos inflacionarios, debido a que la cantidad demandada de dinero aumenta. Inicialmente pensamos en la incorporación de una tercera ecuación al sistema compuesto por las ecuaciones (5)-(6) que explicara la demanda de dinero, a la que supusimos del siguiente tipo:

$$(10) \quad \log \left(\frac{M}{P} \right)_t = \delta_0 + \delta_1 \log \left(\frac{M}{P} \right)_{t-1} + \delta_2 E + \delta_3 \left[\lambda \log \left(\frac{M}{P} \right)_t^* - \lambda \log \left(\frac{M}{P} \right)_{t-1}^* \right] + \delta_4 y_t + e_t$$

donde el asterisco indica el valor esperado y, el dinero, e , un término de error con las propiedades mínimo cuadráticas habituales y δ_1 , parámetros a estimar.

A los efectos de su estimación utilizamos el agregado conocido como M_1 y el nivel general de precios al consumidor para construir $\log \left(\frac{M}{P} \right)$. La tasa de inflación esperada se construyó con los valores estimados de la ecuación (5) y el dinero no esperado mediante los residuos de la ecuación (6). El ingreso, mediante la serie mensual del Producto Bruto Interno, incluyéndose variables ficticias estacionales. Luego se aplicó el método de Kalman descrito más arriba y se obtuvieron los resultados que aparecen en el cuadro III. Como puede observarse los cambios en los coeficientes δ_0 (término constante) y δ_2 (inflación esperada) son muy importantes. Si tenemos en cuenta la supuesta lentitud del ajuste puesta de relieve por los valores δ_1 , este efecto se amplifica notablemente en los coeficientes de largo plazo. El coeficiente del término constante se reduce permanentemente, mientras que el de la inflación esperada pareciera estar correlado con la propia tasa de inflación: cuando la inflación cae el valor del coeficiente disminuye, lo que confirma los resultados referidos por Ahumada (1989) y Balacco (1989), donde, utilizando procedimientos econométrico diferentes, se llega a la conclusión de que la desmonetización tiene carácter irreversible. Este efecto podría deberse a que los agentes económicos se adaptan a utili-

zar una menor cantidad de dinero real para sus transacciones, pero también es posible que estemos calculando equivocadamente la tasa de inflación esperada.

Pero no hay duda que los resultados de las estimaciones realizadas de la ecuación (10) o similares nos hacen dudar de su estabilidad y por lo tanto de su poder predictivo, lo que reveló la dificultad de incluirla en nuestro sistema (5)-(6).

Para tener una idea del margen del que se puede disponer en un nuevo programa de estabilización se debe tener presente que el endeudamiento del gobierno ha llegado a su máximo posible.

Finalizada la etapa del endeudamiento externo, se inició con el Plan Austral la del endeudamiento interno. Para calcularlo hemos partido del agregado monetario conocido como M6, al que hemos sumado los encajes remunerados y hemos restado los préstamos al sector privado, el circulante y los depósitos en cuentas corrientes. Su representación gráfica, que expresada en australes de febrero de 1989 puede verse en la figura 2, indica que se ha quituplicado en aproximadamente tres años y abre dudas sobre su posible crecimiento futuro por su enorme influencia en el déficit cuasi-fiscal y por la renuencia de los agentes económicos a continuar exponiendo su cartera de bonos del gobierno.

Una política monetaria más austera podría haber producido mejores resultados. El cuadro IV nos muestra el comportamiento de dos programas de estabilización, uno fallido y otro exitoso, Argentina en el primer caso, e Israel en el segundo. Pareciera que en nuestro país se sobreestimó la cantidad de demanda de dinero en el primer semestre y no se aplicaron correctivos después. Sin embargo esta cuestión debería esclarecerse mediante un modelo econométrico bastante más completo y sin duda de difícil estimación.

La única conclusión que estamos en condiciones de extraer es que el dinero no es inocuo, que no es posible determinar ni siquiera aproximadamente los límites de la remonetización en el corto plazo y que por lo tanto es preciso seguir una política monetaria muy cautelosa durante los primeros meses del programa.

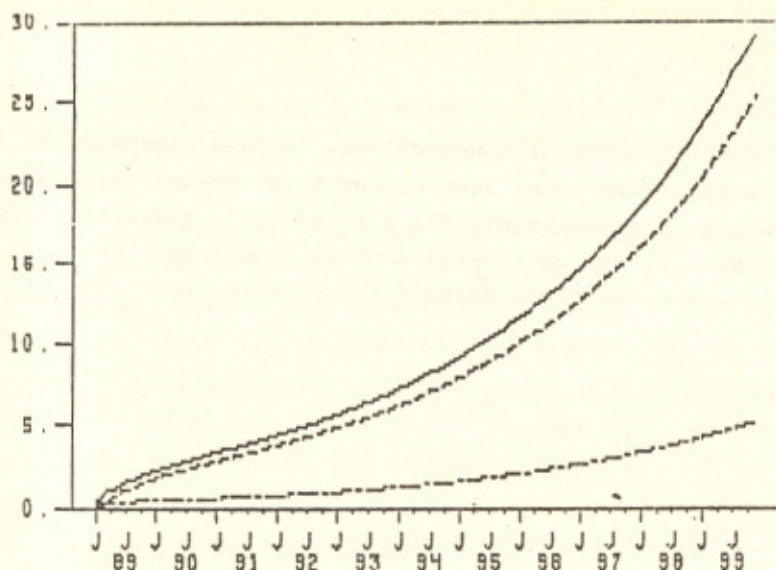


Figura 1: Simulación del sistema compuesto por las ecuaciones 5(a)-6(a) suponiendo que la cantidad real de dinero disminuye con el proceso inflacionario. En el eje de las ordenadas se representan las tasas continuas de inflación.

ENDEUDAMIENTO INTERNO

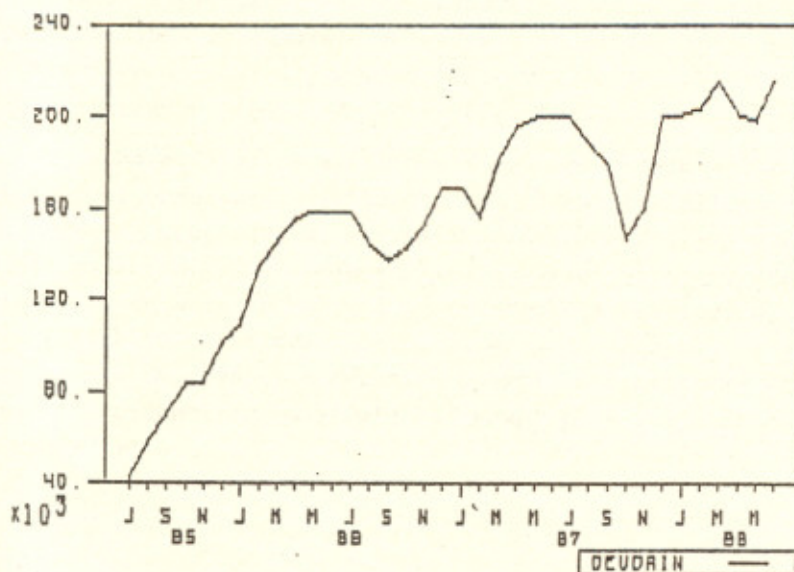


Figura 2: Evolución del endeudamiento público interno en australes de febrero de 1989, con posterioridad al Pimi Austral.

CUADRO I

Coeficientes obtenidos en junio y diciembre de cada año* en la estimación de la ecuación (5)

	Fecha	α_{11}	α_{12}	α_{13}	α_{14}
1977	Jun	0.590	-0.317	0.093	0.278
	Dic	0.573	-0.304	0.088	0.258
1978	Jun	0.469	-0.120	-0.000	0.175
	Dic	0.466	-0.106	-0.002	0.152
1979	Jun	0.436	-0.038	-0.012	0.123
	Dic	0.420	-0.030	0.003	0.120
1980	Jun	0.416	-0.005	-0.003	0.099
	Dic	0.415	0.003	-0.000	0.090
1981	Jun	0.424	-0.005	-0.007	0.062
	Dic	0.482	0.014	0.005	0.062
1982	Jun	0.455	0.022	0.012	0.055
	Dic	0.457	0.024	0.010	0.085
1983	Jun	0.450	0.057	0.026	0.077
	Dic	0.522	0.061	0.033	0.093
1984	Jun	0.544	0.034	0.045	0.104
	Dic	0.576	0.034	0.057	0.121
1985	Jun	0.636	0.058	0.042	0.126
	Dic	0.754	-0.079	-0.023	0.055
1986	Jun	0.761	-0.074	-0.029	0.061
	Dic	0.757	-0.065	-0.020	0.063
1987	Jun	0.739	-0.049	-0.021	0.071
	Dic	0.742	-0.076	-0.028	0.082
1988	Jun	0.733	-0.064	-0.038	0.081
	Dic	0.743	-0.039	-0.025	0.056
1989	Feb	0.745	-0.040	-0.028	0.055

*Estos valores fueron obtenidos suponiendo $\sigma^2=0.0017$ y $\lambda=0.05$, los que minimizaron la pseudo-función de verosimilitud. Los datos fueron calculados con periodicidad mensual y se presentan semestralmente por razones de espacio. Se incluyeron variables ficticias para captar estacionalidad.

CUADRO II

Coefficientes obtenidos en junio y diciembre de cada año en la estimación de la ecuación (6)^{*}

	Fecha	α_{21}	α_{22}	α_{23}
1977	Jun	0.073	0.225	0.194
	Dic	0.029	0.266	0.170
1978	Jun	0.052	0.301	0.187
	Dic	0.075	0.328	0.144
1979	Jun	0.075	0.305	0.171
	Dic	0.050	0.274	0.198
1980	Jun	0.036	0.303	0.214
	Dic	0.055	0.303	0.222
1981	Jun	0.184	0.376	0.195
	Dic	0.148	0.308	0.257
1982	Jun	-0.006	-0.121	0.280
	Dic	0.148	-0.340	0.838
1983	Jun	0.068	-0.316	0.871
	Dic	0.190	-0.166	0.802
1984	Jun	0.240	-0.155	0.852
	Dic	0.145	-0.081	0.738
1985	Jun	-0.019	0.284	0.780
	Dic	0.365	0.075	0.469
1986	Jun	0.341	0.089	0.430
	Dic	0.323	0.099	0.454
1987	Jun	0.332	0.110	0.479
	Dic	0.262	0.114	0.547
1988	Jun	0.345	0.306	0.322
	Dic	0.443	0.192	0.366
1989	Feb	0.442	0.186	0.365

*Estos valores fueron obtenidos suponiendo $\sigma^2=0.0028$ y $\lambda=0.1$, los que minimizaron la pseudo-función de verosimilitud. Los datos fueron calculados con periodicidad mensual y se presentan semestralmente por razones de espacio. Se incluyeron variables ficticias para captar estacionalidad.

CUADRO 111

Coefficientes obtenidos en junio y diciembre de cada año* en la estimación de la ecuación (10).

	Fecha	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3
1977	Mar	2.029	0.830	-0.870	0.633
	Set	2.403	0.825	-0.932	0.804
1978	Mar	1.205	0.914	-0.909	1.248
	Set	1.054	0.925	-0.892	1.252
1979	Mar	1.171	0.922	-0.819	1.309
	Set	1.134	0.926	-0.823	1.352
1980	Mar	1.474	0.904	-0.898	1.415
	Set	1.467	0.904	-0.889	1.328
1981	Mar	1.018	0.931	-0.875	1.568
	Set	0.241	0.981	-0.736	1.407
1982	Mar	0.469	0.969	-0.872	1.475
	Set	0.330	0.979	-1.009	1.313
1983	Mar	0.555	0.956	-0.954	1.366
	Set	0.751	0.942	-1.020	1.168
1984	Mar	0.722	0.937	-0.779	1.242
	Set	0.719	0.935	-0.736	1.214
1985	Mar	0.420	0.940	-0.883	1.152
	Set				
1986	Mar	0.825	0.944	-0.131	0.856
	Set	0.803	0.952	-0.270	0.841
1987	Mar	0.404	0.969	-0.266	0.932
	Set	-0.073	0.997	-0.397	0.893
1988	Mar	-0.926	1.041	0.019	0.877
	Set	-0.698	1.025	0.173	0.710
1989	Feb	0.378	0.962	-0.110	0.633

(*) Estos valores se obtuvieron suponiendo $\sigma^2=0.0025$ y $\lambda=0.01$, los que minimizaron la pseudo-función de verosimilitud. Los datos fueron calculados mensualmente y se presentan semestralmente por razones de espacio. Se incluyeron variables ficticias para captar estacionalidad. Los valores obtenidos para α no pueden compararse con los obtenidos por Cagan porque en esta estimación se trabajó con logaritmos naturales y además la ecuación -- tiene una especificación diferente.

CUADRO 1V

Análisis comparativo al crecimiento porcentual de los precios y de MI después de los planes de estabilización de mediados de 1985 en Argentina e Israel.

	Argentina		Israel	
	Precios	MI	Precios	MI
primeros 6 meses	20.19	1057.21	12.57	73.44
primeros 12 meses	50.10	155.8	23.86	173.85
primeros 24 meses	215.16	371.05	48.36	313.03

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCRA y del FMI.

REFERENCIAS

- Ahumada, H.: "Salos Monetarios Reales e Inflación: Pruebas de Efectos Asimétricos Usando Técnicas de Cointegración (Argentina 1977-1988)", *mim.* Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, Banco Central de la República Argentina, 1989.
- Arnaudo, A.: "Posibilidades de una política monetaria monetarista en una economía inflacionaria. Argentina 1978-81". - *Económica*, XXIX-Nº 1 1983, 3-25.
- Balacco, H.: "Una evidencia empírica sobre la estabilidad del proceso inflacionario argentino", *mim.* Banco Central de la República Argentina, 1989
- Balacco, H. y Navarro, A.: "El proceso inflacionario argentino -- 1978-1986: un estudio econométrico". *Revista de Econometría*, VIII-1, 1988, 21-44.
- Doan, T., Litterman, R. y Sims, C.A.: "Forecastin and Conditional Projection Using Realistic Prior Distribution". *Econometric Review*, 1984.
- Doan, T.: "User's Manual. Rats. Version 3.00" Var Econometrics. *Evanston*, 1988.
- Dutton, D.S.: "A model of self-generating inflation. The Argentine case". *Journal of Money, Credit and Banking*, 1971.
- Epstein, R.J.: "A History of Econometrics", North Holland, Amsterdam, 1987.
- Fernández, R.: "Dinero y Precios: su interrelación en el corto -- plazo". CEMA, *mim.*, 1979.
- Fernández, R. y Yohai, V.: "Análisis Causal entre dinero y precios: un enfoque robusto". CEMA. Serie Documentos de trabajo Nº 16, 1980.
- Granger, G.W.J.: "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods". *Econométrica*, - 1969, 37, 424-438.
- Harvey, A.C.: "Time Serie Models". Phillip Allan. Oxford. 1981.
- Leiderman, L. y Razim, A.: "Foreing Trade Shocks and The Dynamic of High Inflation: Israel 1978-1985". *Journal of International Money and Finance*, 1988, 7, 411-423.
- Navarro, A.: "Precios relativos, dinero e inflación en Argentina". *Económica*. Año XXXII-1, 1986.
- Sanguinetti, P.: "La hipótesis monetarista del proceso inflacionario en el caso argentino: dinero exógeno vs. dinero endógeno". *Económica*. Año XXXIII-2, 1987, 269-282.
- Sims, C.A.: "Macroeconomics and Reality". *Econométrica*, 48, 1980.
- Sims, C.A.: "Money, Income and Causality" *American Economic Review*, 1972, 62, 540-532.